Nº 11F0019M au catalogue, nº 326
ISSN 1205-9161
ISBN 978-1-100-95117-1

Document de recherche

Direction des études analytiques : documents de recherche

Accès à un régime de pension et taux de remplacement des gains des hommes retraités : observations résultant d'un examen détaillé des distributions

par Yuri Ostrovsky et Grant Schellenberg

Division de l'analyse sociale

Téléphone : 613-951-8214 et 613-951-5403

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à *www.statcan.gc.ca*. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à *infostats@statcan.gc.ca* ou par téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

Centre de contact national de Statistique Canada

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :	
Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369
Appels locaux ou internationaux :	
Service de renseignements	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

Programme des services de dépôt

Service de renseignements	1-800-635-7943
Télécopieur	1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit nº 11F0019M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à *www.statcan.gc.ca* et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de *normes de service à la clientèle* que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site *www.statcan.gc.ca* sous « À propos de nous » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Statistique Canada
Division de l'analyse sociale

Accès à un régime de pension et taux de remplacement des gains des hommes retraités : observations résultant d'un examen détaillé des distributions

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2010

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Juillet 2010

Nº 11F0019M au catalogue, nº 326

ISSN 1205-9161
ISBN 978-1-100-95117-1

Périodicité : hors série

Ottawa

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Information pour l'usager

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés uniformément dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0s	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
p	provisoire
r	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

Table des matières

Résumé 4

Sommaire exécutif 5

Accès à un régime de pension et taux de remplacement des gains des hommes retraités : observations résultant d'un examen détaillé des distributions

1 Introduction 6
2 Source des données, échantillon et concepts 7
3 Résultats descriptifs 8
4 Conclusions 14

Appendice

I Appendice 15
II Bibliographie 20

Résumé

En dépit de l'importance des régimes de pension agréés (RPA) dans les discussions sur le système canadien de revenu de retraite, très peu d'études au Canada ont porté sur les résultats financiers des cotisants et des non-cotisants à un RPA. Le présent document propose une comparaison de la distribution des taux de remplacement des gains des hommes à la retraite qui cotisaient ou ne cotisaient pas à un RPA en 1991 et/ou 1992, fondée sur des données de la banque de Données administratives longitudinales (DAL). Les distributions des taux de remplacement des gains des hommes qui ne cotisaient pas à un RPA sont beaucoup plus dispersées que celles des hommes qui cotisaient. En outre, bien que les taux **moyens** de remplacement des gains des deux groupes sont généralement comparables, les taux de remplacement **médians** des gains des non-cotisants sont plus faibles que ceux des cotisants, du fait de l'asymétrie des distributions.

Mots-clés : retraite, pensions, personnes âgées, revenu

Sommaire exécutif

En dépit de l'importance des régimes de pension agréés (RPA) dans les discussions sur le système canadien de revenu de retraite, très peu d'études au Canada ont porté sur les résultats financiers des cotisants et des non-cotisants à un RPA. Il existe une exception, à savoir l'étude d'Ostrovsky et de Schellenberg (2009), qui donne un aperçu général des résultats financiers, mettant l'accent sur les revenus **moyens** et les taux de remplacement **moyens** des cotisants et des non-cotisants.

La présente étude fait fond sur l'analyse d'Ostrovsky et Schellenberg (2009) et examine la **fourchette** des résultats obtenus par les cotisants et non-cotisants de sexe masculin à un RPA, et plus particulièrement les distributions des taux de remplacement des gains de chaque groupe. Les taux de remplacement des gains des non-cotisants à un RPA sont plus dispersés que ceux des cotisants, ce qui rend compte d'une diversité plus grande de résultats financiers. De plus fortes proportions de non-cotisants que de cotisants ont des taux de remplacement des gains inférieurs à divers seuils (p. ex moins de 0,50 ou moins de 0,60), mais à l'autre extrémité de la distribution, de plus fortes proportions ont aussi des taux de remplacement de 1,0 ou plus. Bien que les taux de remplacement **moyens** des gains des deux groupes sont comparables, les taux de remplacement **médians** des non-cotisants à un RPA sont plus faibles que ceux des cotisants. Parmi les hommes à la retraite se situant au milieu de la distribution des gains, les taux de remplacement médians des non-cotisants sont inférieurs de 7 à 9 points de pourcentage aux taux de remplacement médians des cotisants.

Accès à un régime de pension et taux de remplacement des gains des hommes retraités : observations résultant d'un examen détaillé des distributions

par Yuri Ostrovsky et Grant Schellenberg

1 Introduction

La conception du système de revenu de retraite au Canada et la mesure dans laquelle les Canadiens en âge de travailler économisent suffisamment pour leurs vieux jours demeurent d'importantes questions de politique publique. Les données sur la richesse servent à éclairer l'étude de ces dossiers, car elles peuvent être utilisées pour estimer les flux de revenus que les cohortes futures de retraités pourraient générer. Toutefois, les données sur la richesse demeurent très limitées. Par conséquent, les discussions relatives aux revenus de retraite sont souvent axées sur les comportements en matière d'épargne des Canadiens en âge de travailler ou sur les revenus des personnes âgées aujourd'hui, pour évaluer les résultats que pourraient obtenir les personnes âgées demain.

Les régimes de pension agréés (RPA), aussi appelés *régimes de retraite professionnels, régimes de pension d'employeur ou régimes de retraite en milieu de travail*, représentent un aspect important de la présente discussion. Les RPA sont non seulement une composante essentielle du système de revenu de retraite au Canada, mais ils constituent aussi une source de préoccupation, compte tenu de la diminution des taux d'accès à un régime de pension (particulièrement dans le secteur privé), des changements dans les caractéristiques des RPA et des préoccupations concernant la santé financière de certains régimes du secteur privé.

Toutefois, en dépit de l'importance des RPA, très peu d'études au Canada ont porté sur les résultats financiers des cotisants et des non-cotisants à un RPA. Il existe une exception, à savoir l'étude d'Ostrovsky et de Schellenberg (2009). Dans la présente étude, des données longitudinales sont utilisées pour examiner les résultats à la retraite et les résultats financiers de personnes qui cotisaient à un RPA et de personnes qui ne cotisaient pas, au milieu de la cinquantaine, en 1991. Parmi toutes les personnes de l'échantillon, les non-cotisants à un RPA tirent un revenu moyen plus faible de pensions et de rentes que les cotisants, mais des revenus moyens plus élevés d'autres sources, y compris les placements, les dividendes et les gains en capital. Les résultats montrent aussi que les non-cotisants à un RPA sont plus susceptibles que les cotisants de continuer à travailler jusqu'à la fin de la soixantaine, voire passé l'âge de 70 ans. Toutefois, parmi les personnes qui prennent leur retraite, les non-cotisants à un RPA obtiennent en moyenne des taux de remplacement des gains comparables aux cotisants.

Ostrovsky et Schellenberg (2009) fournissent un vaste aperçu des résultats financiers, en mettant l'accent sur les revenus **moyens** et les taux de remplacement **moyens** obtenus par les cotisants et les non-cotisants à un RPA. Toutefois, l'étude ne comprend pas de données sur la **fourchette** des résultats des personnes appartenant à ces groupes. Même si la fourchette des résultats peut différer entre les groupes, les résultats **moyens** des deux groupes peuvent être similaires. En fait, comme le montre le présent document, les proportions de cotisants et de non-cotisants à un RPA qui obtiennent des taux de remplacement des gains supérieurs ou inférieurs à divers seuils varient considérablement, mais donnent toutefois lieu à des taux de remplacement moyens qui sont comparables pour l'ensemble des groupes. En outre, même si les taux de remplacement pour les cotisants à un RPA sont assez étroitement regroupés au milieu de la distribution, les taux de remplacement des non-cotisants sont beaucoup plus dispersés, ce qui rend compte d'une diversité plus grande de résultats financiers.

Outre l'examen de la distribution des taux de remplacement des gains en 2006, le présent document intègre aussi des données pour 2007 ajoutées récemment à la banque de Données administratives longitudinales (DAL). À partir de cette année additionnelle de données, le taux annuel moyen de remplacement des gains obtenu par les retraités est calculé pour les années 2005, 2006 et 2007. L'objectif est de réduire l'influence d'événements anormaux pour une année, par exemple, les retraits forfaitaires d'un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) ou la réalisation ponctuelle de gains en capital, sur le taux de remplacement observé. Le rajustement donne lieu à des taux de remplacement des gains légèrement plus élevés chez les hommes à la retraite, particulièrement ceux qui ne sont pas des cotisants à un RPA.

Le présent document commence par un bref aperçu de la source des données, de l'échantillon et des concepts utilisés pour l'étude. Ces aspects sont réduits au minimum, étant donné qu'ils sont déjà abordés de façon détaillée dans Ostrovsky et Schellenberg (2009). Puis, nous présentons des données descriptives sur les taux de remplacement des gains obtenus par les cotisants et les non-cotisants à un RPA. Des graphiques supplémentaires et un tableau figurent à l'appendice, de pair avec les résultats de plusieurs modèles multivariés.

2 Source des données, échantillon et concepts

La source des données et les méthodes utilisées pour la présente étude correspondent de près à celles d'Ostrovsky et Schellenberg (2009). Les données proviennent de la version à 20 % de la DAL, qui est tirée des données fiscales.

Les données de la DAL ne permettent pas de distinction entre les cotisants et les non-cotisants à un RPA sur la base du revenu de retraite reçu à un âge plus avancé. L'adhésion à un régime de retraite doit plutôt être déterminée sur la base des cotisations versées pendant que les personnes font toujours partie de la population active. Des données complètes sur ces cotisations sont disponibles rétroactivement à 1991. L'âge auquel les taux de remplacement sont calculés constitue une autre considération pour la sélection de l'échantillon. Il est avantageux de calculer les taux de remplacement pour les personnes âgées de 70 ans et plus, plutôt que pour celles dans la soixantaine, étant donné que de cette façon, la probabilité est plus grande de saisir les flux de revenus suivant la conversion obligatoire des actifs de REER.

C'est pourquoi cette analyse se limite aux déclarants fiscaux qui étaient âgés de 55 à 57 ans en 1991 et qui étaient par conséquent âgés de 70 à 72 ans en 2006. Plusieurs autres critères de sélection sont imposés. L'adhésion et la cotisation à un REER et à un RPA sont fondées sur l'activité sur le marché du travail et les gains d'emploi reçus. Par conséquent, l'échantillon se limite aux personnes qui ont produit une déclaration de revenus en 1989, 1990 et 1991, qui ont eu des gains positifs pour chacune de ces années et dont les gains annuels moyens pour la période ont été de 10 000 $ ou plus[1] . Les personnes qui travaillaient de façon autonome entre 55 et 57 ans sont exclues parce qu'elles n'étaient généralement pas admissibles à cotiser à un RPA[2] . Toutefois, les personnes qui sont devenues des travailleurs autonomes entre 70 et 72 ans sont incluses. Les déclarants fiscaux de l'échantillon sont répartis en cinq groupes de taille égale, selon leurs gains annuels moyens pour la période de 1989 à 1991. La mesure dans laquelle les gains sont remplacés par d'autres sources de revenus entre 70 et 72 ans peut ainsi être examinée à différents points de la distribution.

La DAL comprend une variable de facteur d'équivalence qui rend compte des cotisations des employés et des employeurs à un RPA, ainsi que des cotisations à des régimes de participation différée aux bénéfices. Des valeurs positives pour la variable de facteur d'équivalence en 1991 et 1992 sont codées de la façon suivante chaque année : « 1 » pour indiquer l'adhésion à un RPA et « 0 » pour indiquer la non-adhésion. La présente analyse est axée sur les taux de remplacement des gains des personnes qui : i) n'avaient pas accès à un régime de retraite en 1991 et 1992; ou ii) avaient accès à un régime de retraite les deux années.

Les taux de remplacement des gains sont calculés de la même façon que dans Ostrovsky et Schellenberg (2009). C'est donc dire que le revenu total (avant impôt) en 2006 est inclus dans le numérateur, et que les gains annuels moyens (avant impôt) reçus en 1989, 1990 et 1991 sont inclus dans le dénominateur. Par ailleurs, un taux de

1. Les gains sont définis comme la somme des gains déclarés dans les formulaires T4 (c.-à-d. salaires, traitements et commissions) et les autres revenus d'emploi (comme les pourboires et les gratifications).
2. Les déclarants fiscaux qui ont des revenus nets modestes d'un emploi autonome (moins de 500 $ par année) ont été conservés dans l'échantillon.

remplacement supplémentaire des gains est calculé au moyen de la même approche, mais réparti en moyenne sur les années 2005, 2006 et 2007.

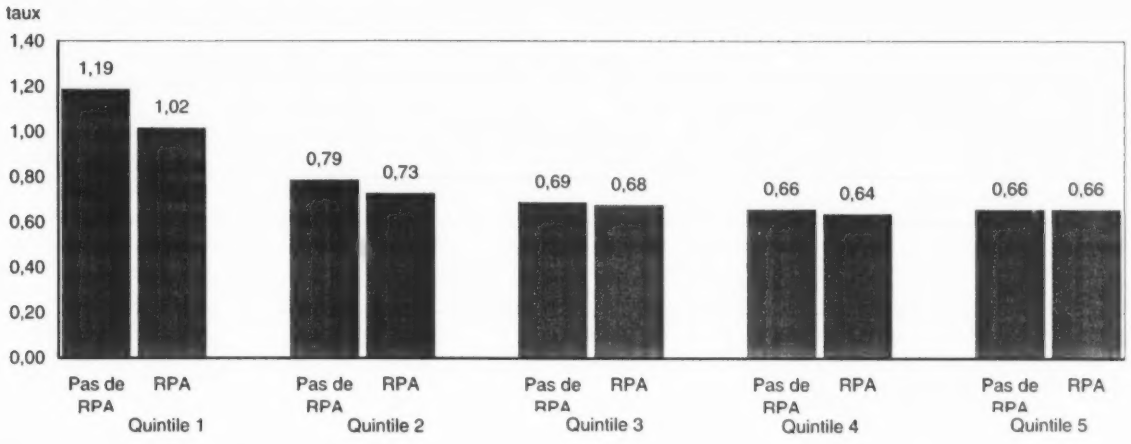
L'examen des taux de remplacement des gains dans le présent document se limite aux personnes « retraitées », c'est-à-dire les personnes dont les gains en 2006 étaient inférieurs à 10 % des gains annuels moyens qu'ils avaient touchés au cours de la période de 1989 à 1991. Les résultats fondés sur le taux de remplacement moyen des gains pour la période de 2005 à 2007 se limitent aux personnes qui étaient à la retraite pendant ces années.

Enfin, comme le notent Ostrovsky et Schellenberg, les femmes qui étaient au milieu de la cinquantaine en 1991 avaient des taux d'emploi considérablement plus faibles que les femmes de ce groupe d'âge maintenant, et un moins grand nombre d'entre elles respectaient les critères de sélection de l'échantillon utilisés pour la présente étude. Par conséquent, un échantillon de femmes serait beaucoup moins représentatif de la population totale des femmes qu'un échantillon d'hommes pour la population totale des hommes. C'est pourquoi l'analyse ci-après se limite aux hommes.

3 Résultats descriptifs

Comme le démontrent Ostrovsky et Schellenberg (2009), les taux de remplacement moyens des gains des hommes retraités de l'échantillon ne diffèrent pas de façon significative entre les cotisants et les non-cotisants à un RPA en 2006. Cela ressort dans le graphique 1, particulièrement pour les hommes retraités du troisième, quatrième et cinquième quintiles de gains de 1989-1991[3]. Les taux de remplacement moyens sont plus faibles dans une certaine mesure parmi les cotisants à un RPA que parmi les non-cotisants, pour le premier et le deuxième quintiles.

Graphique 1
Taux de remplacement moyens des gains des hommes retraités de 70 à 72 ans, selon l'accès à un régime de pension et le quintile de gains avant la retraite, 2006



Note(s) : RPA est l'acronyme de régime de pension agréé.

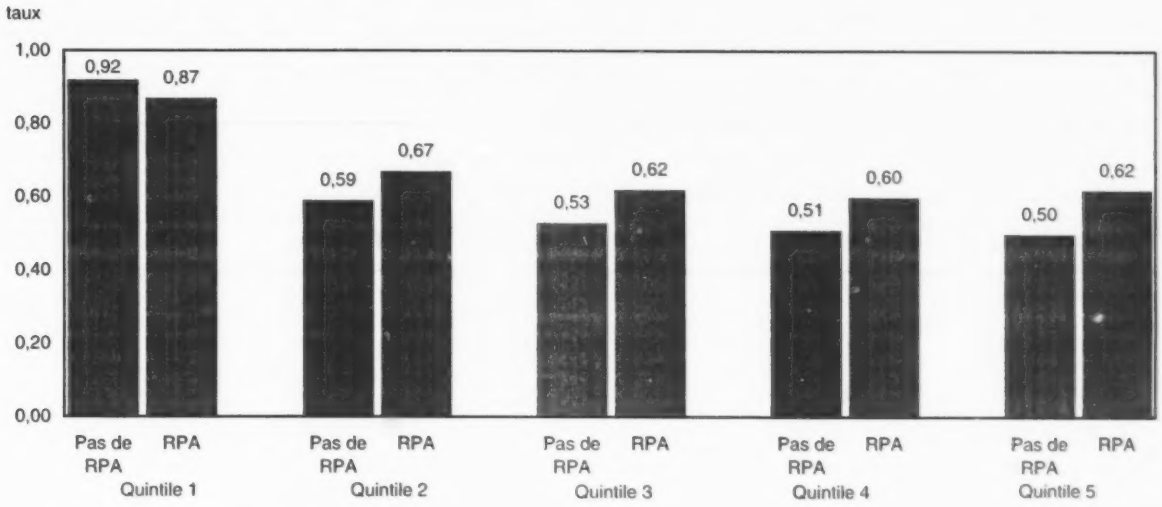
Lorsque l'on compare les taux de remplacement médians en 2006, des différences ressortent entre les cotisants à un RPA et les non-cotisants[4]. De façon plus particulière, les taux de remplacement médians des cotisants à un RPA pour le quintile 2, le quintile 3 et le quintile 4 sont supérieurs d'environ 9 points de pourcentage au taux de

3. Les lecteurs doivent noter qu'il s'agit de moyennes non corrigées, étant donné que les caractéristiques socioéconomiques, comme le statut d'immigrant, l'état matrimonial, le nombre d'années depuis la retraite et les gains avant la retraite ne sont pas prises en compte.
4. Le taux de remplacement médian se situe au milieu de la distribution, la moitié de l'échantillon ayant un taux de remplacement inférieur à la médiane et l'autre moitié de l'échantillon, un taux de remplacement supérieur à la médiane.

remplacement médians des non-cotisants à un RPA (graphique 2). Parmi les hommes retraités du quintile 5, la différence est de 12 points de pourcentage.

Lorsqu'ils sont calculés pour la période de 2005 à 2007, plutôt que pour 2006 seulement, les taux de remplacement médians des gains des non-cotisants à un RPA augmentent de 2 points de pourcentage dans la plupart des quintiles. Par exemple, le taux médian pour les non-cotisants à un RPA du quintile 3 est de 0,53 en 2006, mais de 0,55 lorsqu'il est mesuré sur la période de 2005 à 2007. La même tendance ressort chez les non-cotisants à un RPA des quintile 1, quintile 4 et quintile 5[5]. En outre, lorsqu'elle est calculée pour la période de 2005 à 2007, plutôt que pour 2006 seulement, la différence entre les taux de remplacement médians pour les cotisants et les non-cotisants à un RPA des quintile 3, quintile 4 et quintile 5 diminuent de 2 points de pourcentage (graphique 3).

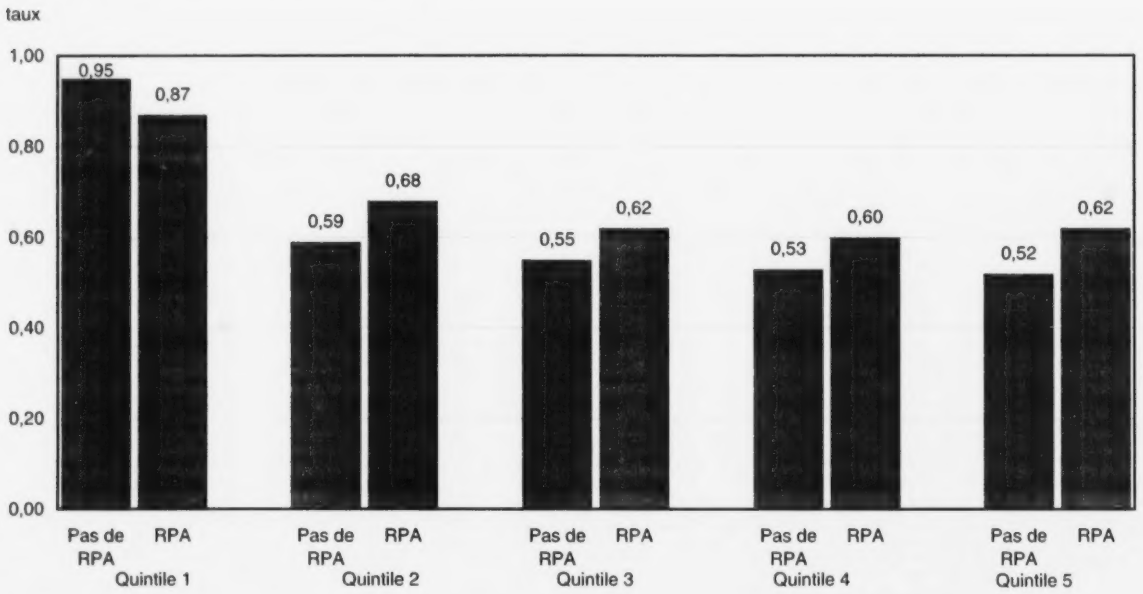
Graphique 2
Taux de remplacement médians des gains des hommes retraités de 70 à 72 ans, selon l'accès à un régime de pension et le quintile de gains avant la retraite, 2006



Note(s) : RPA est l'acronyme de régime de pension agréé.

5. Le taux de remplacement médian des gains pour les cotisants à un RPA du quintile 2 augmente d'un point de pourcentage lorsqu'il est calculé sur la période de 2005 à 2007, plutôt que pour 2006, mais les changements ne sont pas évidents dans les quatre autres quintiles.

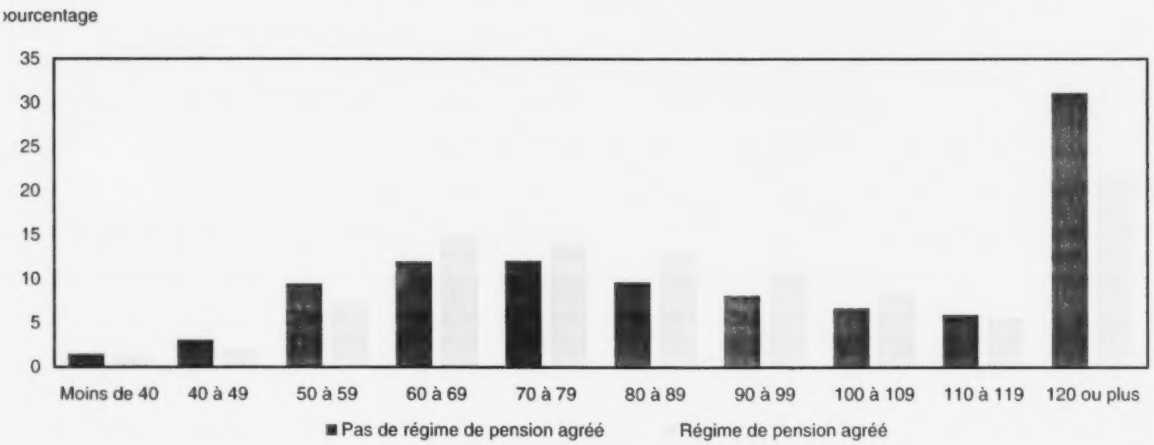
Graphique 3
Taux de remplacement médians des gains des hommes retraités de 70 à 72 ans, selon l'accès à un régime de retraite et le quintile de gains avant la retraite, 2005-2007



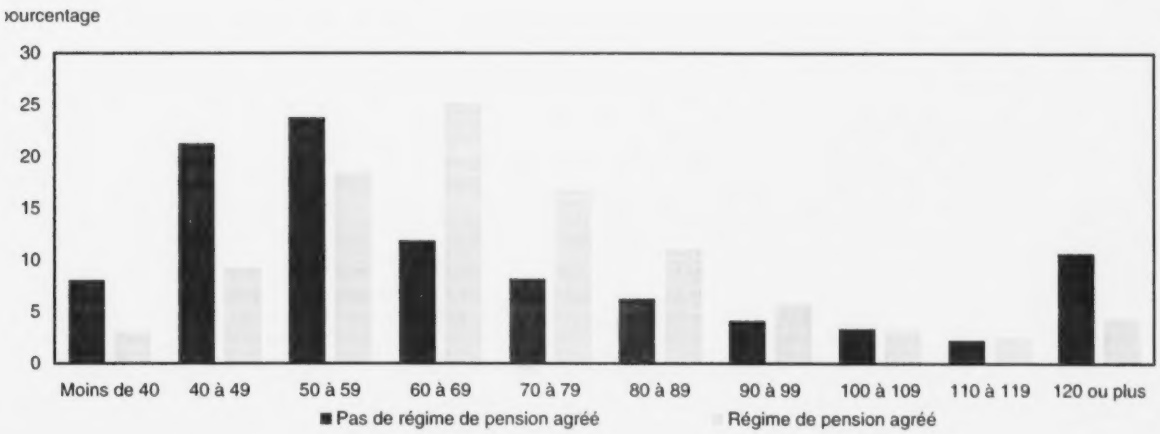
Note(s) : RPA est l'acronyme de régime de pension agréé.

En tant que mesure d'une tendance centrale, la médiane est moins sensible que la moyenne aux valeurs se situant aux extrémités de la distribution. Comme le montrent les tableaux 4 à 8 et les mesures sommaires figurant dans le tableau 1, les distributions des taux de remplacement pour les cotisants et les non-cotisants à un RPA diffèrent.

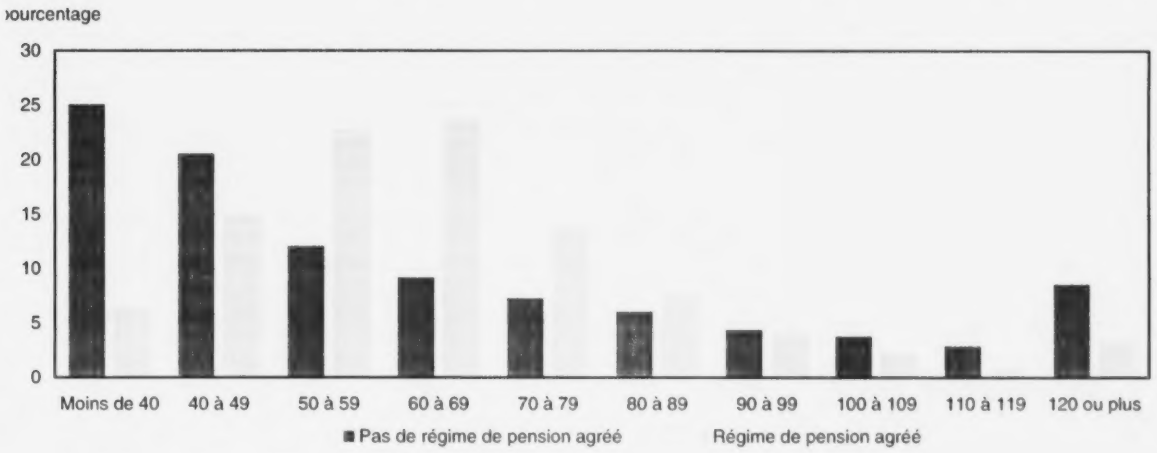
Graphique 4
Hommes retraités du quintile 1 : distribution des taux de remplacement des gains en 2006, selon l'accès à un régime de pension



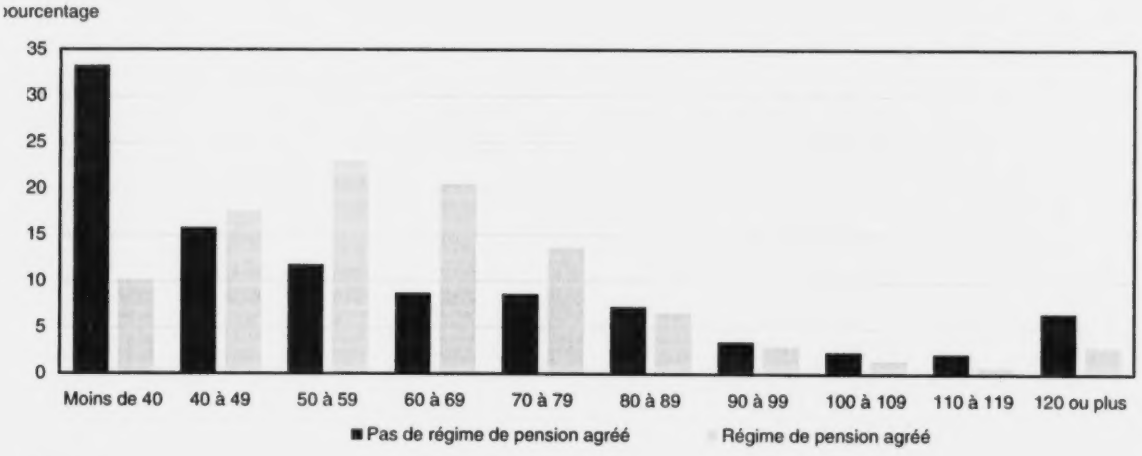
Graphique 5
Hommes retraités du quintile 2 : distribution des taux de remplacement des gains en 2006, selon l'accès à un régime de pension



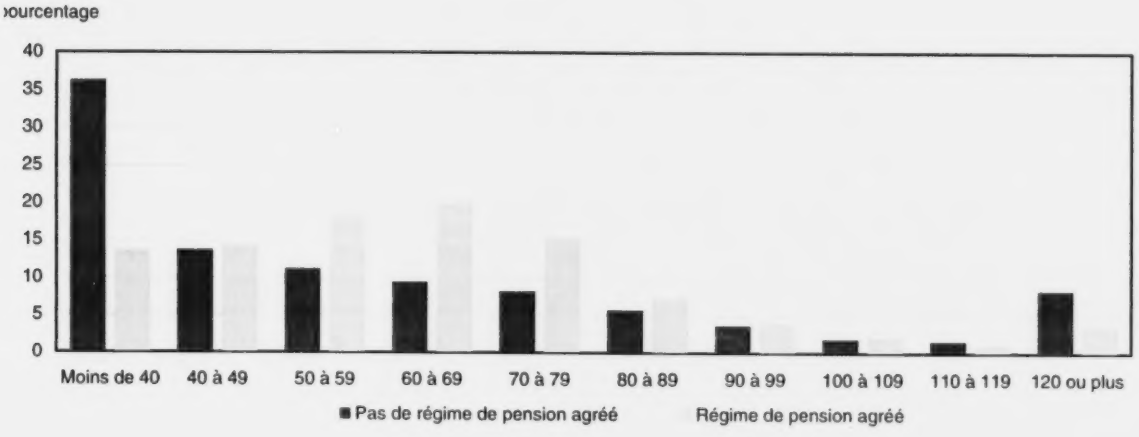
Graphique 6
Hommes retraités du quintile 3 : distribution des taux de remplacement des gains en 2006, selon l'accès à un régime de pension



Graphique 7
Hommes retraités du quintile 4 : distribution des taux de remplacement des gains en 2006, selon l'accès à un régime de pension



Graphique 8
Hommes retraités du quintile 4 : distribution des taux de remplacement des gains en 2006, selon l'accès à un régime de pension



En 2006, les proportions les plus fortes d'hommes retraités du quintile 1 avaient des taux de remplacement des gains de 1,00 ou plus. Ceux sans régime de pension avaient des gains plus faibles en 1989-1991 que ceux ayant accès à un régime de pension (une différence des gains moyens entre les deux groupes d'environ 3 000 $), et cela explique en partie la proportion plus forte de non-cotisants à un RPA dont les taux de remplacement des gains sont de 1,00 ou plus.

Parmi les hommes retraités du milieu de la distribution des gains de 1989-1991 (c.-à-d. les quintile 2, quintile 3 et quintile 4), les non-cotisants à un RPA sont plus susceptibles que les cotisants d'avoir des taux de remplacement des gains inférieurs à 0,40 en 2006 (tableau 1). Cette différence va de 5 points de pourcentage pour le quintile 2 à 23 points de pourcentage pour le quintile 4. De même, les non-cotisants à un RPA sont plus susceptibles d'avoir des taux de remplacement des gains inférieurs à 0,50 et supérieurs à 0,60 cette année-là.

Lorsque les taux de remplacement des gains sont calculés pour la période de 2005 à 2007, les proportions d'hommes retraités se situant en dessous de ces seuils diminuent d'environ 1 point de pourcentage, et l'ampleur de la différence entre les cotisants et les non-cotisants à un RPA diminue d'environ 1 point de pourcentage (graphiques 2 à 6 dans l'appendice).

Au haut de la distribution, des proportions plus fortes de cotisants à un RPA que de non-cotisants ont des taux de remplacement des gains de 1,00 ou plus en 2006. L'ampleur de cette différence va de 6 à 9 points de pourcentage chez les hommes retraités des quintile 2, quintile 3 et quintile 4.

Tableau 1
Pourcentage d'hommes retraités dont les taux de remplacement des gains sont inférieurs ou supérieurs à certains seuils en 2006, selon l'accès à un régime de pension et les quintiles de gains en 1989-1991

	Pas de régime de pension agréé	Régime de pension agréé	Différence
	pourcentage		
Quintile 1			
Moins de 0,40	1,5	1,3	0,2
Moins de 0,50	4,6	3,4	1,2
Moins de 0,60	14,1	10,9	3,2
Plus de 1,00	43,9	36,5	7,4
Quintile 2			
Moins de 0,40	8,1	3,1	5,0
Moins de 0,50	29,3	12,4	16,9
Moins de 0,60	53,1	31,0	22,1
Plus de 1,00	16,3	10,1	6,3
Quintile 3			
Moins de 0,40	25,1	6,5	18,6
Moins de 0,50	45,7	21,5	24,1
Moins de 0,60	57,7	44,3	13,4
Plus de 1,00	15,3	6,5	8,9
Quintile 4			
Moins de 0,40	33,3	10,2	23,1
Moins de 0,50	49,1	27,7	21,3
Moins de 0,60	60,8	50,7	10,1
Plus de 1,00	11,2	5,3	5,9
Quintile 5			
Moins de 0,40	36,3	13,7	22,7
Moins de 0,50	50,0	27,9	22,1
Moins de 0,60	61,2	46,5	14,7
Plus de 1,00	11,8	7,0	4,8

Globalement, les distributions des taux de remplacement des gains diffèrent considérablement pour les cotisants et les non-cotisants à un RPA. Les proportions importantes de non-cotisants à un RPA dont les taux de remplacement sont inférieurs à 0,40 sont dignes de mention à cet égard, tout comme les proportions relativement importantes de non-cotisants à un RPA qui ont des taux de remplacement inférieurs à 0,50 ou 0,60. À l'autre extrémité de la distribution, les non-cotisants à un RPA sont plus susceptibles que les cotisants d'avoir des taux de remplacement des gains de 1,00 ou plus, même si l'ampleur de cette différence entre les cotisants et les non-cotisants à un RPA au haut de la distribution est plus faible que les différences au bas de la distribution.

Le calcul des taux de remplacement pour la période de 2005 à 2007 donne des estimations légèrement plus élevées que le calcul pour 2006 seulement. Par exemple, dans la plupart des quintiles, les proportions de non-cotisants à un RPA dont les taux de remplacement des gains sont inférieurs à des seuils précisés diminuent d'environ 1 à 3 points de pourcentage, et les taux de remplacement médians des gains des non-cotisants à un RPA augmentent de 2 points de pourcentage. Le calcul pour toute la période de 2005 à 2007 a une influence plus modeste sur les taux des cotisants à un RPA, ce qui produit un écart légèrement plus faible entre les deux groupes.

4 Conclusions

Le présent document prolonge nos travaux antérieurs (Ostrovsky et Schellenberg, 2009), qui comparaient les taux de remplacement moyens pour les hommes qui avaient un RPA par rapport à ceux qui n'en avaient pas. Dans la présente étude, nous mettons l'accent sur une autre mesure – les taux de remplacement médians – étant donné que cela nous permet d'obtenir un tableau plus complet des résultats relatifs des deux groupes.

Les comparaisons du bien-être entre les deux groupes, sur la base des statistiques sur le revenu, sont complexes en raison de la difficulté de trouver des statistiques sommaires qui résument succinctement les différences dans deux populations qui obtiennent une gamme de résultats allant de faibles taux de remplacement à des taux élevés de remplacement.

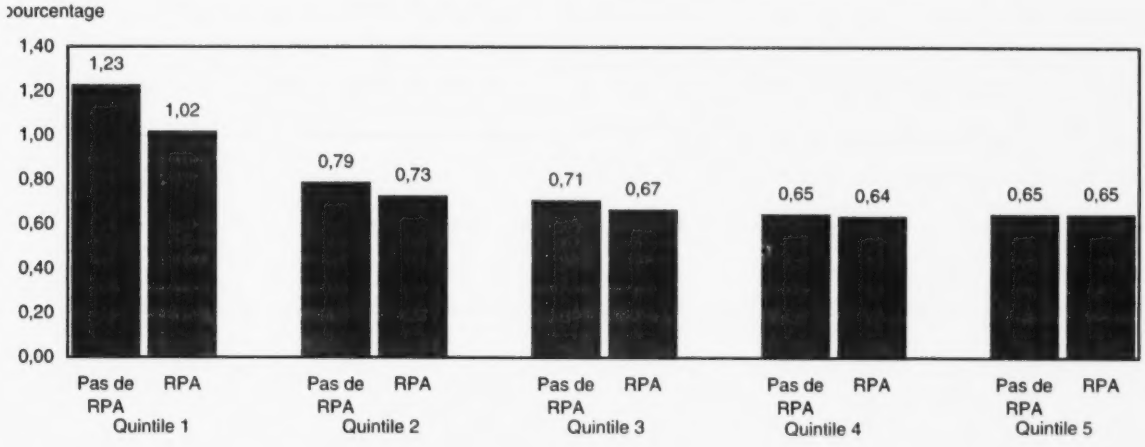
Les moyennes sont couramment utilisées pour fournir une mesure des tendances centrales des distributions. Une autre mesure de la tendance centrale est la médiane, qui divise la population en deux groupes égaux à un point intermédiaire, 50 % des observations se situant au-dessus et 50 % en dessous. Lorsque la distribution des observations est symétrique, les deux mesures sont les mêmes; lorsque la distribution n'est pas symétrique, les deux mesures diffèrent.

Les taux de remplacement pour les hommes sans RPA sont à peu près les mêmes que ceux pour les hommes ayant un RPA lorsque l'on compare les moyennes, mais sont plus faibles lorsque l'on compare les médianes, du fait de l'asymétrie des distributions. En fait, les taux de remplacement des deux groupes sont asymétriques, ceux des non-cotisants à un RPA comportant un degré plus élevé d'asymétrie.

Le fait qu'une personne ait un RPA dépend d'un ensemble complexe de choix et de circonstances. L'adhésion à un RPA peut être perçue comme comportant un niveau plus élevé de certitude concernant le revenu de retraite que l'inverse. Les personnes sans RPA doivent dépendre des flux de revenus d'emploi, de placements, de gains en capital ou de la liquidation d'actifs d'entreprises, qui comportent probablement plus d'incertitude que les flux de revenus tirés d'un régime de pension. Les résultats de la présente étude montrent que les personnes sans RPA obtiennent une gamme de résultats dont la variance est plus grande. En moyenne, les taux de remplacement des gains sont à peu près les mêmes, mais cela vient de la proportion plus grande de meilleurs résultats et d'une proportion importante de résultats moins bons.

Appendice I — Appendice

Graphique 1
Taux de remplacement moyens des gains des hommes retraités de 70 à 72 ans, selon l'accès à un régime de pension et le quintile de gains avant la retraite, 2005-2007



Note(s) : RPA est l'acronyme de régime de pension agréé.

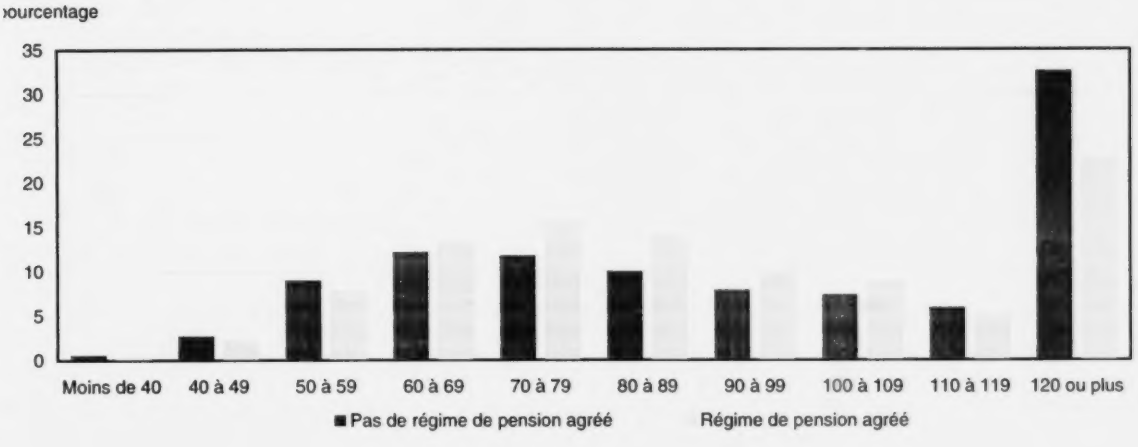
Tableau explicatif 1

Pourcentage d'hommes retraités dont les taux de remplacement des gains sont inférieurs ou supérieurs à certains seuils en 2005-2007, selon l'accès à un régime de pension et les quintiles de gains en 1989-1991

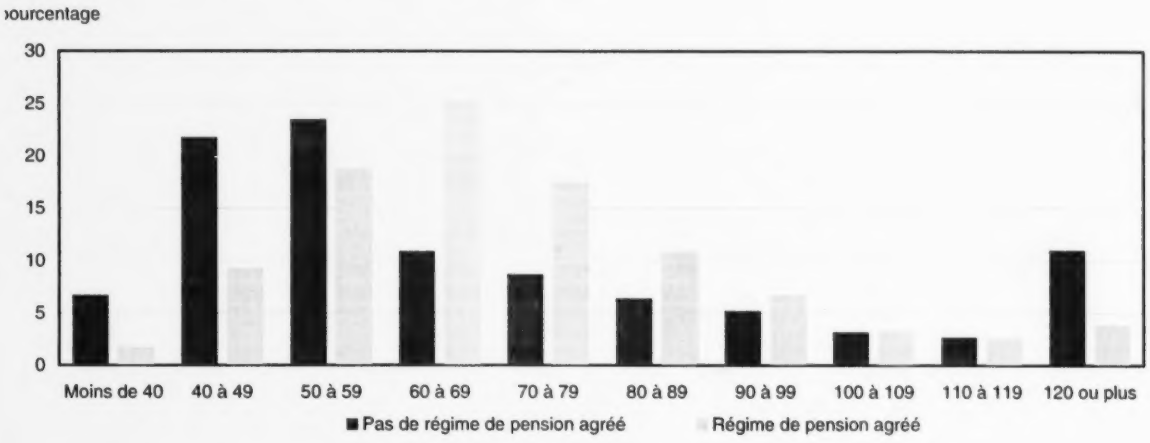
	Pas de régime de pension agréé	Régime de pension agréé	Différence
	pourcentage		
Quintile 1			
Moins de 0,40	0,6	0,4	0,1
Moins de 0,50	3,3	2,6	0,7
Moins de 0,60	12,3	10,4	1,9
Plus de 1,00	45,9	36,5	9,3
Quintile 2			
Moins de 0,40	6,7	1,7	5,1
Moins de 0,50	28,5	10,9	17,6
Moins de 0,60	52,0	29,8	22,2
Plus de 1,00	16,8	9,7	7,1
Quintile 3			
Moins de 0,40	23,5	5,7	17,8
Moins de 0,50	44,4	20,9	23,4
Moins de 0,60	55,2	44,5	10,7
Plus de 1,00	16,0	6,2	9,8
Quintile 4			
Moins de 0,40	31,0	8,8	22,1
Moins de 0,50	46,1	26,4	19,8
Moins de 0,60	59,1	50,6	8,5
Plus de 1,00	12,2	5,2	7,0
Quintile 5			
Moins de 0,40	35,4	13,0	22,4
Moins de 0,50	47,9	28,0	19,8
Moins de 0,60	59,2	45,8	13,4
Plus de 1,00	12,0	6,8	5,2

Graphique 2

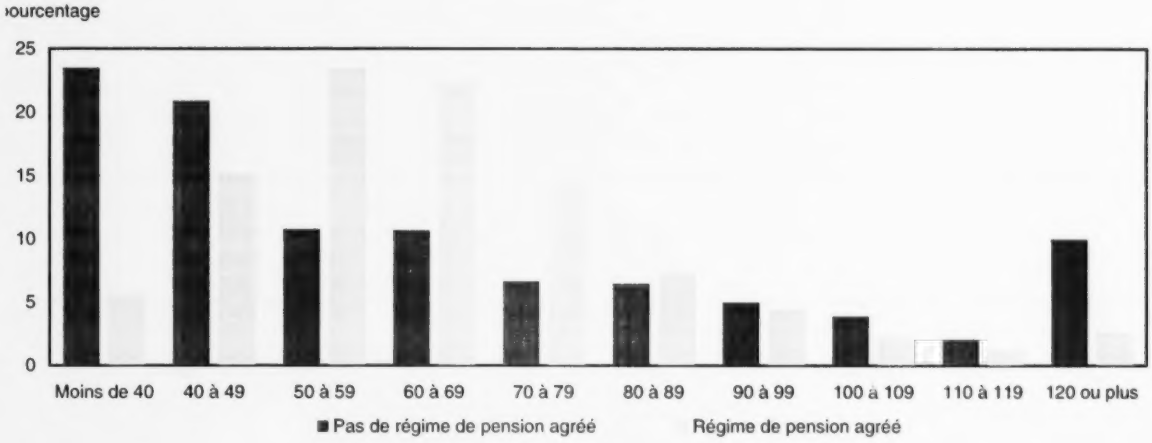
Hommes retraités du quintile 1 : Distribution des taux de remplacement des gains en 2005-2007, selon l'accès à un régime de pension



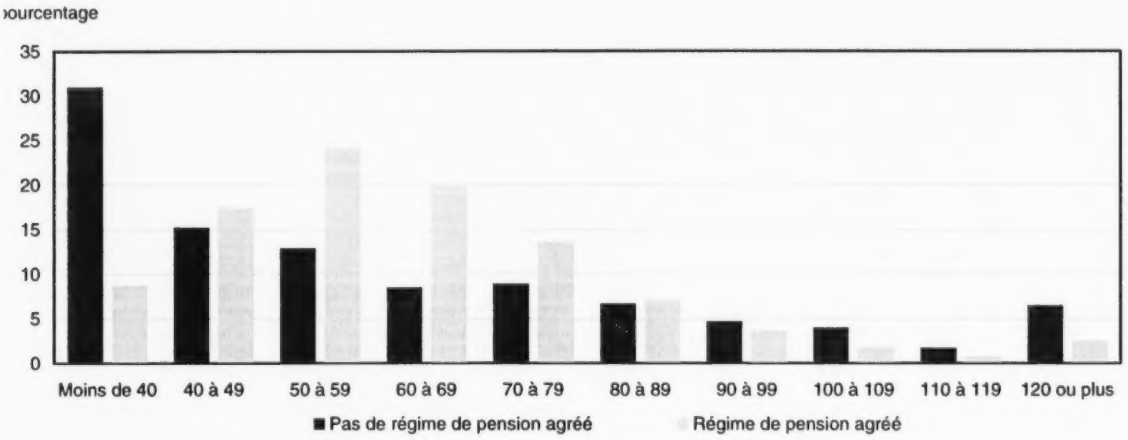
Graphique 3
Hommes retraités du quintile 2 : Distribution des taux de remplacement des gains en 2005-2007, selon l'accès à un régime de pension



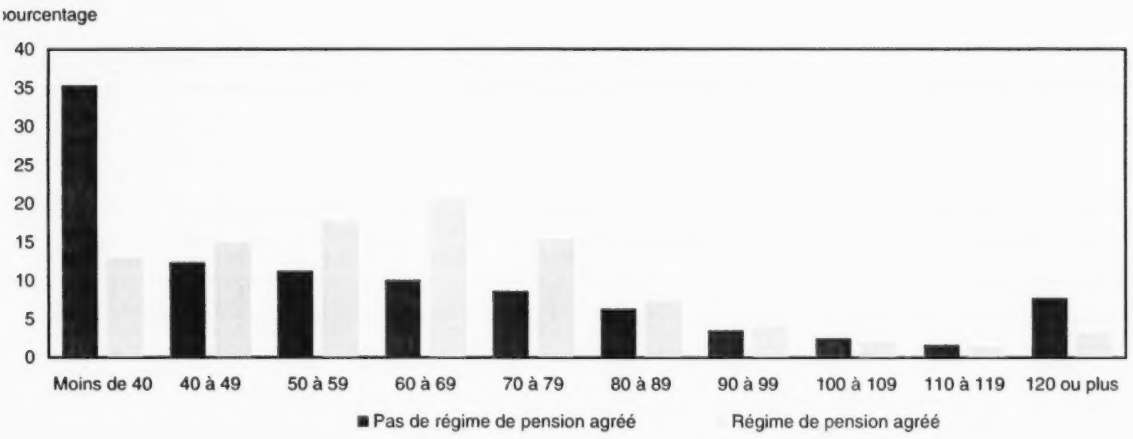
Graphique 4
Hommes retraités du quintile 3 : Distribution des taux de remplacement des gains en 2005-2007, selon l'accès à un régime de pension



Graphique 5
Hommes retraités du quintile 4 : Distribution des taux de remplacement des gains en 2005-2007, selon l'accès à un régime de pension



Graphique 6
Hommes retraités du quintile 5 : Distribution des taux de remplacement des gains en 2005-2007, selon l'accès à un régime de pension



Résultats multivariés

Les résultats descriptifs présentés précédemment ne tiennent pas compte des différences dans les taux de remplacement des gains des hommes à la retraite qui sont attribuables à des caractéristiques socioéconomiques, mis à part l'accès à un régime de pension. Dans leur analyse originale, Ostrovsky et Schellenberg (2009) exécutent un modèle de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO), dans lequel les taux de remplacement des gains obtenus par les retraités en 2006 représentent la variable dépendante, et le statut de retraité, le statut d'immigrant, l'état matrimonial, les années depuis la retraite et les gains en 1989-1991 sont inclus comme variables explicatives. Des modèles de régression distincts ont été exécutés pour les hommes retraités de chacun des cinq quintiles de gains de 1989 à 1991. Certains résultats de ce modèle, et plus particulièrement les coefficients liés à l'accès à un régime de pension, sont représentés dans le panel 1 du tableau explicatif 1. Comme il est noté

précédemment, l'accès à un RPA ne comporte pas de lien significatif avec les taux de remplacement des gains dans le modèle original[1] . C'est aussi le cas lorsque les taux de remplacement des gains en 2005-2007 sont inclus comme variable dépendante dans le modèle (panel 2).

Toutefois, lorsqu'une variable dépendante représente un ratio positif (comme dans le cas des taux de remplacement des gains), les économistes et les statisticiens préfèrent souvent utiliser le logarithme de la variable dépendante (Y) dans les modèles de régression. Il existe plusieurs raisons pour justifier cela. Tout d'abord, si la distribution de la variable dépendante comporte des valeurs aberrantes, leur influence sur les estimations de coefficient sera considérablement plus faible lorsque la variable de la régression est le logarithme d'Y plutôt que Y. En deuxième lieu, la distribution du logarithme Y est souvent plus susceptible que la distribution d'Y de ressembler à une distribution normale. La normalité du logarithme d'Y améliore l'efficacité des estimations, et de nombreux tests statistiques reposent sur l'hypothèse d'une telle normalité. Enfin, si la variable est le logarithme d'Y, les estimations de coefficient peuvent être interprétées comme des variations en pourcentage de Y associées à des variations marginales des variables explicatives.

Les résultats de la régression par MCO, lorsque le logarithme des taux de remplacement est inclus comme variable dépendante, figurent dans les panels 3 et 4 du tableau explicatif 2. Lorsque l'on examine le logarithme des taux de remplacement en 2006, on note une corrélation uniforme (parmi les quintiles) et significative avec l'accès à un régime de pension, de l'ordre de 6 % à 10 %, chez les retraités des quintile 2, quintile 3 et quintile 4. La corrélation est légèrement plus faible, de l'ordre de 5 % à 9 %, chez les retraités des quintile 2, quintile 3 et quintile 4, lorsque les logarithmes des taux de remplacement pour 2005 à 2007 sont inclus comme variables dépendantes dans le modèle.

Tableau explicatif 2
Résultats de régression choisis des moindres carrés ordinaires (MCO) pour les taux de remplacement des gains des hommes ayant pris leur retraite

	Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5
	pourcentage				
Panel 1, 2006					
Taux de remplacement non ajusté					
Pas de régime de retraite (groupe de référence)	...	...	...	...	...
Régime de retraite	ns	ns	ns	ns	ns
Panel 2, 2005 à 2007					
Taux de remplacement non ajusté					
Pas de régime de retraite (groupe de référence)	...	...	...	...	...
Régime de retraite	ns	-0,039	ns	ns	ns
Panel 3, 2006					
Log du taux de remplacement					
Pas de régime de retraite (groupe de référence)	...	...	...	...	...
Régime de retraite	0,054	0,064	0,081	0,104	0,190
Panel 4, 2005 à 2007					
Log du taux de remplacement					
Pas de régime de retraite (groupe de référence)	...	...	...	...	...
Régime de retraite	0,038	0,057	0,050	0,089	0,164

Note(s) : ns est l'acronyme de non statistiquement significatif.

1. Dans Ostrovsky et Schellenberg (2009), le coefficient de retraite pour les hommes retraités du quintile 2 est significatif à p>,1. Dans le tableau 3 du présent document, seuls les coefficients significatifs à p>,05 sont fournis.

Appendice II — Bibliographie

Ostrovsky, Y., et Grant Schellenberg. 2009. *Protection en matière de pensions, situation par rapport à la retraite et taux de remplacement du revenu d'une cohorte de personnes âgées canadiennes.* Produit nº 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa. Direction des études analytiques : documents de recherche. Nº 321.